

## 〔会 長 講 演〕

『金融経済研究』第38号, 2016年 3月

世界金融危機と量的緩和出口戦略の  
東アジア通貨への影響\*

小 川 英 治

## 1 序

世界金融危機時に、円の過大評価とその他東アジア通貨の過小評価といった、東アジア通貨の間でミスアライメントが発生した。また、世界金融危機後、日米欧が量的金融緩和政策を採用したものの、現時点では、米国の景気回復、ユーロ圏の景気停滞、日本の2%インフレへ向けた動向、といったようにベクトルの方向が異なりはじめている。今後、日米欧間で金融政策の出口戦略のタイミングのずれが発生するために、日米欧間及び日米欧と新興市場諸国との間で金利差に変動が発生し、東アジア諸国の金利や為替相場の変動ならびに資本フローの動きに影響が及ぶ可能性がある。

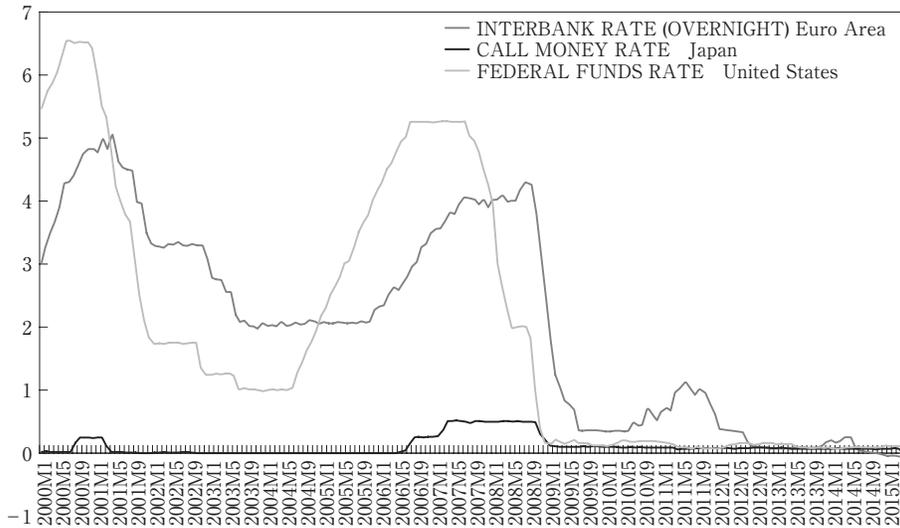
本稿は、Ogawa and Wang (2013b, 2014, 2015)、小川・王 (2015) 及び小川 (2014) に基づいて、2つの問題について考察する。第1に、世界金融危機前後において東アジア通貨はどのようにミスアライメントを起こしたのかを考察する。特に、世界金融危機がバブル崩壊だとすれば、バブル発生時から変動が見られたかもしれない。第2に、近年のデータを利用して実証分析を行い、米国連邦準備制度理事会 (FRB) の金利引上げが東アジア諸国の金利、為替相場、及び資本フローにどのような影響を及ぼすかを考察する。

まず、東アジア通貨の間のミスアライメントに関する分析結果については、2005年後半以前に、東アジア通貨の一部は収斂する傾向があった。2005年後半以降、東アジア通貨のほとんどが収斂する傾向がなくなった。すなわち、世界金融危機発生前の2005年後半からすでに東アジア通貨はミスアライメントを起こしていた。その背景には、世界金融危機以前、米欧と日本との間で金利差があったが、危機時、米欧金利急低下、それ以降超低水準に下落するという状況 (図1) の中で、将来為替相場変化率を無視した、円の超低金利と他のアジア諸国の高金利との間の投機的な利鞘追求、すなわち、円キャリートレードが増大した。このことは、東アジア地域の域内における大きな資本フローにも関係し、域内通貨間の為替相場に影響を及ぼした。一方、世界金融危機が発生すると、欧米の投資銀行などの金融機関によってキャリートレードの資金が日本以外のアジア諸国から引き揚げられ、日本に返済されることとなり、東アジア通貨間において逆ミスアライメントが発生した。

次に、米国出口戦略・金利引上げの効果に関する分析結果については、過去のデータからは米国での金利変化に対して一部の東アジア諸国において金利が同じ方向に部分的に変化するとともに、金利差が拡大することによって当該国通貨が変動するというものであった。このことから、FRBの出口戦略・金利引上げによって、東アジア諸国の金利がそれに追従するような形で上昇すること

\* 日本金融学会2014年度秋季大会 (山口大学) の会長講演を原稿にしたものである。

図1 日米欧の金利



(出所) IMF, *International Financial Statistics*.

が予想される。東アジア諸国金利の上昇が部分的に抑制されたり、後れを取ると、米国に有利な金利差が発生し、東アジア諸国通貨が米ドルに対して減価することが予想される。米国との内外金利差や予想収益率格差が資本フローに対して及ぼす効果について統計的に有意な結果が得られなかったものの、FRBの出口戦略・金利引上げによって、内外金利差や予想収益率格差が東アジア諸国に不利となり、東アジア諸国から証券投資やその他投資において資金逆流や資本流出が発生することが予想される。

本稿の構成は、以下のとおりである。次節で前者の問題を分析するための $\beta$ 収斂と $\sigma$ 収斂の分析手法を説明したうえで、分析結果を報告する。第3節で後者の問題を分析するためのベクトル自己回帰 (Vector Autoregressive, VAR) モデルの分析手法を説明したうえで、分析結果を報告する。そして、最後に結論を論じる。

## 2 世界金融危機前後の東アジア通貨ミスアライメントに関する実証分析

### 2.1 世界金融危機前後の東アジア通貨ミスアライメント

世界金融危機の影響は、金融機関が保有するサブプライムローンとその証券化商品の不良債権化によって、欧米の金融機関のカウンターパーティ・リスクを高めることになった。その結果、欧米の金融機関は銀行間短期金融市場においても短期資金を供給する者がいなくなり、短期資金を調達することができなくなった。このような状況の中で、欧米の金融機関は、世界金融危機以前に新興市場国に積極的に運用していた資金を引き揚げざるをえなくなった。東アジアにおいても新興市場国通貨は外国為替市場で売られることとなった。とりわけ、低金利の円資金を調達して、相対的に高い金利の他の東アジア通貨建て資金に運用するというキャリートレードが世界金融危機以前に円高と他の東アジア通貨の減価を引き起こした一方、世界金融危機が発生すると円安とともに他の東アジア通貨が増価した。

東アジア諸国通貨が世界金融危機によってどのような影響を受けたかを分析するために、 $\beta$ 収斂アプローチと $\sigma$ 収斂アプローチを利用して、東アジア諸国通貨の変動の関係を考察する。 $\beta$ 収斂と

$\sigma$  収斂は欧州における金融統合に関する考察のために応用されている。  $\beta$  収斂の概念は、経済成長に関する研究から始まっている。そこでは、平均 GDP 成長率をその初期水準で回帰し、マイナスの係数が推計されたならば、それは収斂を示すと解釈している。この特性は、計量経済学では平均値への回帰としても示される。他方、 $\sigma$  収斂の概念も経済成長の研究から始まっている。変数の横断的分散が時間を通じて減少するという条件において  $\sigma$  収斂が起こるとみなしている。

## 2.2 $\beta$ 収斂

$\beta$  収斂は、複数の時系列データの視点から収斂を計測することができる。もし当該の時系列データが収斂の特性を示すならば、係数  $\beta$  の推定値は収斂速度を表すといわれている。

$\beta$  収斂の方法を説明するために、データの過程は AR(1) 過程に従うと仮定する。すなわち、

$$DI_{i,t} = \mu_i + \alpha_{i1} DI_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

但し、 $i$  と  $t$  は通貨と時間を表す。  $\mu_i$  は国ダミー（国特有の要素）であり、誤差項  $\varepsilon_{i,t}$  は外生的ショックを反映し、 $\varepsilon_{i,t} \sim W.N.(0, \sigma^2)$ 。

確率過程の基本統計は、以下に従う。

$$E(DI_{i,t}) = \alpha_i^t DI_0, \text{var}(DI_{i,t}) = \sigma^2 \sum_{s=0}^{t-1} \alpha_i^{2s}, \text{cov}(DI_{i,t}, DI_{i,t-s}) = \alpha_i^s \sigma^2 \sum_{s=0}^{t-s-1} \alpha_i^{2s}$$

もし  $|\alpha_i| < 1$ ,  $t \rightarrow \infty$  ならば、この確率過程は定常である。

一方、(1) 式は次式に書き換えられる。

$$\Delta DI_{i,t} = \mu_i + \beta DI_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

但し、 $\beta = \alpha_{i1} - 1$ 。

さらに、 $\beta < 0$ ,  $t \rightarrow \infty$  ならば、AR(1) の確率過程は定常である。

AR(1) の理論的モデルに基づき、AR( $p$ ) を次式で表されるとすると、

$$DI_{i,t} = \mu_i + \alpha_{i1} DI_{i,t-1} + \alpha_{i2} DI_{i,t-2} + \alpha_{i3} DI_{i,t-3} + \dots + \alpha_{ip} DI_{i,t-p} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

(3) 式は次式のとおりに書き換えられる。

$$\Delta DI_{i,t} = \mu_i + \beta_i DI_{i,t-p} + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_{i,j} \Delta DI_{i,t-j} + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

但し、 $\beta_i = \sum_{j=1}^p \alpha_{i,j} - 1$ , 及  $\gamma_{i,j} = \sum_{k=1}^j \alpha_{i,k} - 1$ 。

同様に、もし  $\beta_i < 0$ ,  $t \rightarrow \infty$  ならば、AR( $p$ ) の確率過程は定常である。

(4) 式に基づいて、 $\beta_i = \Delta(\Delta DI_{i,t}) / \Delta DI_{i,t-p}$ 。もし  $\beta_i < 0$ ,  $t \rightarrow \infty$  ならば、 $\beta_i$  の値も収斂の速度を表す。確率過程と複数時系列データの特性に従って、 $\beta_i$  の係数はパネル単位根検定の方法によって推計することができる。

パネル単位根検定は、Levin, Lin and Chu (2002) (以下、LLC) と Im, Pesaran and Shin (2003) (以下、IPS) に基づいている。LLC 検定においては、帰無仮説が  $H_0: \beta_i = \beta = 0$  であり、対立仮説が  $H_1: \beta < 0$  である。一方、IPS 検定においては、帰無仮説が  $H_0: \beta_i = 0$  であり、対立仮説が  $H_1: \beta_i < 0$  である。

## 2.3 $\sigma$ 収斂

$\sigma$  収斂の概念においては、もし変数の横断的分散（あるいは標準偏差）が減少傾向にあるならば、それは、統合の程度が増していることを意味する。 $\sigma$  収斂の特性を説明するために、次式によって与えられる AR(1) 過程を利用する。

$$DI_{i,t} = \mu_i + \alpha_{i1} DI_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

但し、 $i$ と $t$ はそれぞれ国と時間を、 $\mu_i$ は国ダミーを示す。誤差項 $\varepsilon_{i,t}$ は外生的ショックを反映し、 $\varepsilon_{i,t} \sim W.N.(0, \sigma^2)$ 。

(5)式は次式のとおりに書き換えることができる。

$$\Delta DI_{i,t} = \mu_i + \beta DI_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

但し、 $\beta = \alpha_{i1} - 1$ 。

(5)式の両辺について平均値をとることによって、次式が得られる。

$$\overline{DI}_t = \bar{\mu} + \alpha_1 \overline{DI}_{t-1} \quad (7)$$

但し、 $\overline{DI}_t = N^{-1} \sum_{i=1}^N DI_{i,t}$ 、 $\bar{\mu} = N^{-1} \sum_{i=1}^N \mu_i$ 。

(5)式と(7)式に基づいて、次式を導出することができる。

$$\sigma_{DI,t}^2 = \alpha_{i1}^2 \sigma_{DI,t-1}^2 + (\sigma_\mu^2 + 2\alpha_{i1}\sigma_{\mu,DI} + \sigma_\varepsilon^2) \quad (8)$$

但し、 $\sigma_{DI,t}^2 = N^{-1} \sum_{i=1}^N (DI_{i,t} - \overline{DI}_t)^2$ 、 $\sigma_\mu^2 = N^{-1} \sum_{i=1}^N (\mu_i - \bar{\mu})^2$ 。

(8)式を1階階差方程式として解くと次式が得られる。

$$\sigma_{DI,t}^2 = \left( \sigma_{DI,0}^2 - \frac{\sigma_\mu^2 + 2\alpha_{i1}\sigma_{\mu,DI} + \sigma_\varepsilon^2}{1 - \alpha_{i1}^2} \right) \alpha_{i1}^{2t} + \left( \frac{\sigma_\mu^2 + 2\alpha_{i1}\sigma_{\mu,DI} + \sigma_\varepsilon^2}{1 - \alpha_{i1}^2} \right) \quad (9)$$

特定の解を $\sigma_{DI}^{*2}$ とすると(9)式は次式のとおりに書き換えられる。

$$\sigma_{DI,t}^2 = (\sigma_{DI,0}^2 - \sigma_{DI}^{*2}) \alpha_{i1}^{2t} + \sigma_{DI}^{*2} \quad (10)$$

但し、 $\sigma_{DI}^{*2} = \frac{\sigma_\mu^2 + 2\alpha_{i1}\sigma_{\mu,DI} + \sigma_\varepsilon^2}{1 - \alpha_{i1}^2}$ 。

(8)式から $\sigma_{DI}^{*2} = \frac{\sigma_\mu^2 + 2\alpha_{i1}\sigma_{\mu,DI} + \sigma_\varepsilon^2}{1 - \alpha_{i1}^2}$ を除くと次式が得られる。

$$\sigma_{DI,t}^2 = (\sigma_{DI,t-1}^2 - \sigma_{DI}^{*2}) \alpha_{i1}^{2t} + \sigma_{DI}^{*2} \quad (11)$$

(11)式から、もし $\sigma_{DI,t-1}^2 > \sigma_{DI}^{*2}$ ならば、 $\sigma_{DI,t}^2$ の値は上昇する。一方、 $\sigma_{DI,t-1}^2 < \sigma_{DI}^{*2}$ ならば、 $\sigma_{DI,t}^2$ の値は低下する。このように、 $\sigma$ 収斂は前期の分散によって影響を受けることがわかる。

$\beta$ 収斂において説明した理論モデルに基づいて、 $\sigma$ 収斂によって各時点における収斂の程度を測る。

(12)式のとおり横断的分散から構成される $AR(p)$ 過程を所与として、

$$\sigma_{DI,t}^2 = \mu + \alpha_1 \sigma_{DI,t-1}^2 + \alpha_2 \sigma_{DI,t-2}^2 + \alpha_3 \sigma_{DI,t-3}^2 + \cdots + \alpha_p \sigma_{DI,t-p}^2 + \varepsilon_t \quad (12)$$

$AR(p)$ 過程は次式として表される。

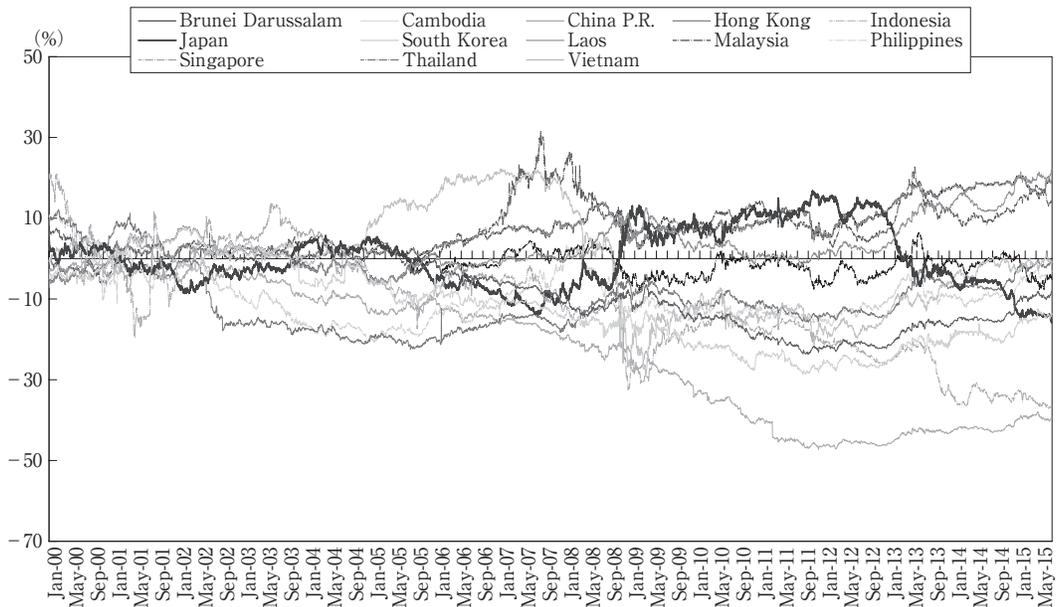
$$\Delta \sigma_{DI,t}^2 = \mu + \phi \sigma_{t-p}^2 + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_j \Delta \sigma_{t-j}^2 + \varepsilon_t \quad (13)$$

但し、 $\phi = \sum_{j=1}^p \alpha_j - 1$ 、 $\gamma_j = \sum_{k=1}^j \alpha_k - 1$ 。

確率過程と時系列データの特徴に従って、係数 $\phi$ が時系列単位根検定によって推定できる。

ここでの時系列単位根検定は Augmented Dickey-Fuller (1979) (以下、ADF) と Phillips-

図2 アジア通貨（AMU 乖離指標）の変動



(出所) RIETI (<http://www.rieti.go.jp/users/amu/index.html>).

Perron (1988) (以下, PP) に基づいている。ADF と PP は高次の単位根過程に対応する。ADF と PP において、帰無仮説は  $H_0: \phi=0$  である一方、対立仮説は  $H_1: \phi < 0$  である。

#### 2.4 データと分析期間

本実証分析において使用するデータは、Ogawa and Wang (2013a) において、従来の AMU 乖離指標の基準レートを PPP に連動させることによって開発された、「Balassa-Samuelson 効果によって調整された PPP に基づく AMU 乖離指標」である。図 2 と図 3 に AMU 乖離指標と「Balassa-Samuelson 効果によって調整された PPP に基づく AMU 乖離指標」の動向がそれぞれ示されている。

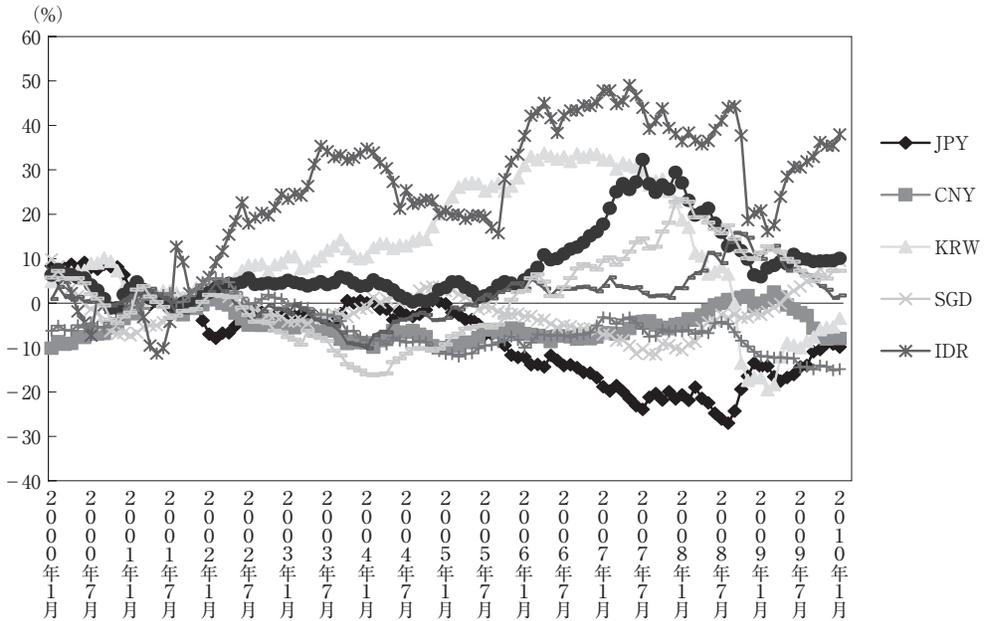
分析期間については、全分析期間（2000年1月～2010年1月）のほか、7つの分析期間に分割して、それらの7つの分析期間について、東アジア通貨間の収斂を分析する。図4に示されている AMU 乖離指標の加重標準偏差の動向を見ると、AMU 乖離指標の加重標準偏差が2001年末から2004年初に上方トレンドを示し、2004年央まで下方トレンドを示している。その後、それは、2005年第1四半期まで上方トレンドにシフトし、2005年央までに下方トレンドに変わった。2005年第3四半期から2007年夏まで AMU 乖離指標の加重標準偏差が劇的に上昇し、2007年第3四半期から2008年初まで下方トレンドに移行した。2008年夏までに再び上方トレンドとなり、2005年央と同じ水準にまで低下した。

これらに基づいて、分割した第1の分析期間は2000年1月から2004年6月までである。第2の分析期間は2000年1月から2005年6月までである。第3の分析期間は2000年1月から2008年8月までである。これらの分析期間以降の期間も分析期間として分析を行っている。

#### 2.5 $\beta$ 収斂と $\sigma$ 収斂の実証分析の結果

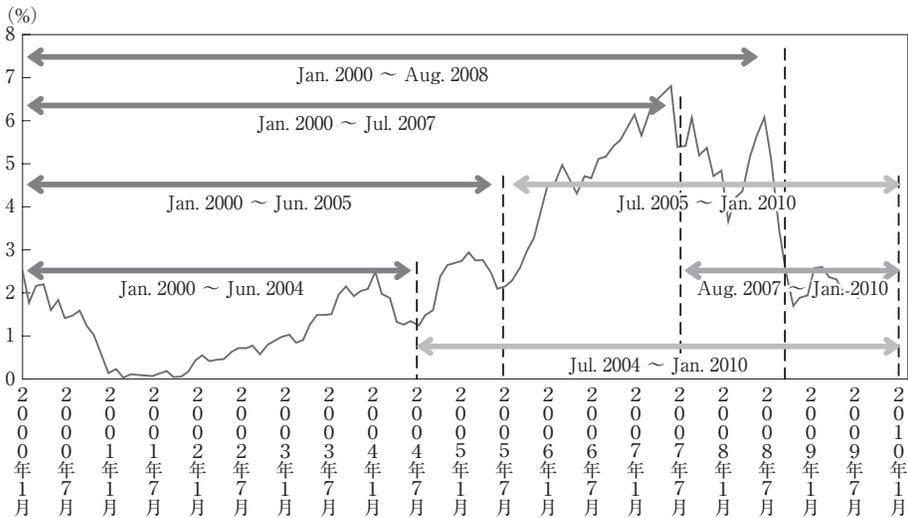
前述した  $\beta$  収斂と  $\sigma$  収斂のアプローチを利用して、東アジア諸国通貨が世界金融危機の前後において収斂の傾向を示すかどうかについて実証的に分析を行う。もし  $\beta$  収斂と  $\sigma$  収斂に関する検

図3 Balassa-Samuelson 効果を考慮に入れた PPP に基づく AMU 乖離指標



(出所) Ogawa and Wang (2013a).

図4 AMU 乖離指標の加重標準偏差と分析期間



(出所) Ogawa and Wang (2013b).

定が統計的に有意であるならば、東アジア諸国通貨間の為替相場のミスアライメントが一時的に発生しているものの、為替相場変動が長期的に収斂することを意味する。

表1は、 $\beta$  収斂と  $\sigma$  収斂の推定結果が示されている。例えば、2000年1月～2004年6月の分析期間について、502組の通貨間の組合せの内、 $\beta$  収斂において154組が統計的に有意であり、 $\sigma$  収斂において69組が統計的に有意であり、 $\beta$  収斂と  $\sigma$  収斂の両方において32組が統計的に有意である。 9

表1  $\beta$ 収斂と $\sigma$ 収斂の分析結果

sample periods	2000.1 ~ 2004.6	2000.1 ~ 2005.6	2000.1 ~ 2007.7	2000.1 ~ 2008.8	2000.1 ~ 2010.1	2004.7 ~ 2010.1	2005.7 ~ 2010.1	2007.8 ~ 2010.1
$\beta$ convergence	154	129	0	0	0	33	18	110
$\sigma$ convergence	69	72	7	16	19	9	28	109
$\beta$ and $\sigma$ convergences	32	32	0	0	0	1	0	23

(注) 表の数字は、東アジア通貨の組合せが統計的に有意に $\beta$ 収斂あるいは $\sigma$ 収斂を有している組合せの数を示している。すべての組合せは502。

(出所) Ogawa and Wang (2013b)。

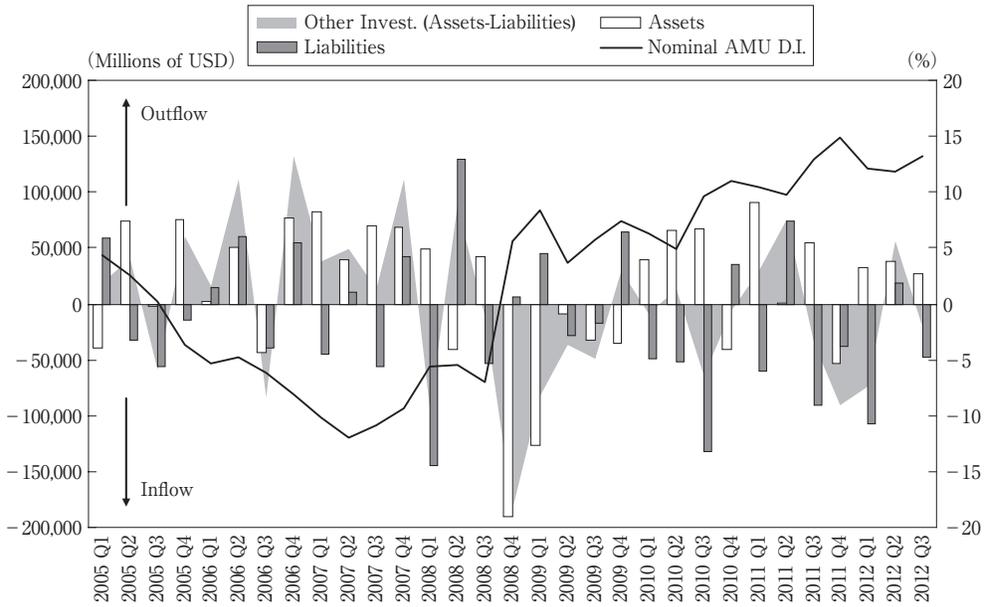
通貨（1組）と8通貨（9組）の組合せについて、すべての分析期間において収斂関係が見いだされなかった。7通貨の36組の組合せについては、1組（日本、中国、シンガポール、タイ、マレーシア、ベトナム、フィリピン）のみが2000年1月～2004年6月と2000年1月～2005年6月の分析期間で統計的に有意である。6通貨の84組の組合せの内、6組が2000年1月～2004年6月、2000年1月～2005年6月、2007年8月～2010年1月の分析期間において $\beta$ 収斂と $\sigma$ 収斂の両方が統計的に有意である。5通貨と4通貨の126組の組合せについては、13組が2000年1月～2004年6月、2000年1月～2005年6月、2007年8月～2010年1月の分析期間において $\beta$ 収斂と $\sigma$ 収斂の両方が統計的に有意である。3通貨の84組の組合せについて、18組が2000年1月～2004年6月、2000年1月～2005年6月、2007年8月～2010年1月の分析期間において $\beta$ 収斂と $\sigma$ 収斂の両方が統計的に有意である。2通貨の36組の組合せについて、9組が2000年1月～2004年6月、2000年1月～2005年6月、2007年8月～2010年1月の分析期間において $\beta$ 収斂と $\sigma$ 収斂の両方が統計的に有意である。

これらの実証分析の結果から、東アジア諸国通貨は多くの分析期間において収斂していなかったことが明らかである。特に2005年後半以降、それ以前の分析期間において採択された組合せが棄却されている。その理由としては、2005年以降、円キャリートレードのような活発な国際資本フローがいくつかの東アジア諸国、特に日本と韓国との間で発生した。

国際収支表の内の「その他投資」に分類される日本と韓国の資本フローが図5と図6に示されている。これらの図には、「その他投資」の資産と負債との差として表している。資産－負債の差がプラスであるならばそれは資本流出を意味する一方、マイナスであるならばそれは資本流入を意味する。日本の場合には、2008年第3四半期以前において「その他投資」がプラスで、その後マイナスに変わった。これは、日本においては世界金融危機以前には資本流出が発生し、世界金融危機以降、資本流入が発生していたことを示す。この資本フローのために、日本円はリーマン・ショック以前には減価していたが、その後増価した。韓国の場合には、日本の場合と対照的に、2008年第3四半期まではその他投資がマイナスであった。2008年末以降、その他投資がプラスとなった。このことは、韓国においては世界金融危機以前に資本流入が発生し、世界金融危機以降に資本流出が発生した。このため、韓国ウォンは2006年以降過大評価となり、リーマン・ショック以降に韓国ウォンが過小評価となった。

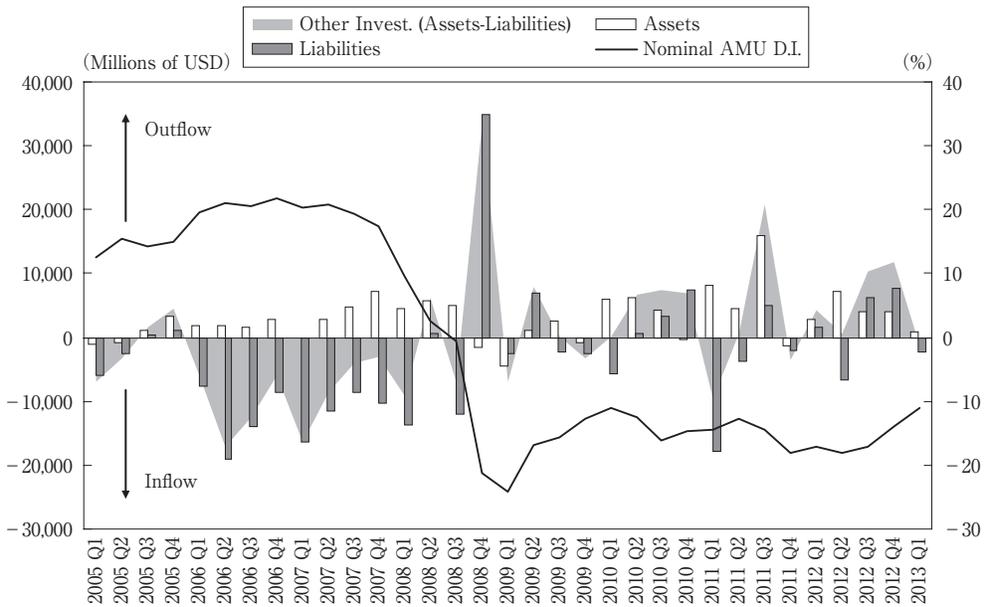
日本と韓国におけるこれらの資本フローを見ると、世界金融危機前後において両者が反対方向に移動していたことがわかる。世界金融危機以前における2006年初めから2008年第3四半期までのこのような資本フローの要因として、円キャリートレードの可能性を指摘することができる。そして、

図5 日本の金融収支（その他投資）と AMU 乖離指標



(出所) Ogawa and Wang (2013b).

図6 韓国の金融収支（その他投資）と AMU 乖離指標



(出所) Ogawa and Wang (2013b).

世界金融危機後の2008年第4四半期から2009年までの資本フローの要因として円キャリートレードを閉じて、資金を引き揚げたことを反映している可能性がある。東アジア域内における非対称的な資本フローが東アジア諸国通貨の域内通貨間の為替相場の定常性に影響を及ぼしたと考えられる。

### 3 FRB 金利上げが東アジア諸国の金利や為替相場や資本フローに及ぼす影響

#### 3.1 FRB の量的金融緩和政策とその出口戦略

FRB は景気回復を背景に量的金融緩和によるマネタリーベース拡大を縮小し、2014年10月にはそれを終えた。日本銀行は2%の物価安定の目標を達成するために量的・質的金融緩和を継続している。一方、欧州中央銀行（ECB）は、ECB への預金ファシリティや超過準備に対してマイナス金利を適用する一方（小川（2013b, 2014））、2015年3月より量的金融緩和政策を開始した。このように、先進諸国の間で生じている金融政策運営のタイミングのずれは、先進諸国間の資金フロー及び為替相場に影響を及ぼすだけでなく、新興市場国経済にも影響を及ぼす可能性がある。特に、今、多くの新興市場国で懸念されていることは、米国の金融政策の出口戦略によって資金が新興市場国から米国へ逆流し、これらの経済に悪影響を及ぼすかもしれないということである。このような背景を踏まえ、主要先進国、とりわけ米国の金利の変動が東アジアの新興市場国の金利や為替相場の変動ならびに資本フローの動きにどのような影響を及ぼすのかを明らかにする。

サブプライムローン問題から発展した世界金融危機に対して、FRB は政策目標金利であるフェデラルファンド・レート（FF 金利）を急速に引き下げた。FF 金利は、2007年7月には5.25%に設定されていたところから、リーマン・ショックが発生した2008年9月には0.5%にまで引き下げられた。さらに、FRB の連邦公開市場委員会（FOMC）は、2008年12月16日に FF 金利の目標値を0%~0.25%に設定することを決めた。その後、現在に至るまで、実際に0.1%前後の超低金利水準で推移している。

超低金利政策に加えて、FRB は、2008年11月以降、第1次量的金融緩和政策（QE1）を採用した（Board of Governors of the Federal Reserve System（2014a, 2014b））。FRB は、3000億ドルの国債と1.25兆ドルの住宅ローン担保証券（MBS）と1750億ドルのその他証券を購入することによって、マネタリーベースを2008年9月の3000億ドルから2010年3月には2.1兆ドルに急増させた。同時に、FRB は、2008年12月には、日本銀行でいう時間軸効果を狙って、将来に向けての金融政策の継続性を示唆するフォワードガイダンスを提示しはじめた。

次に、FRB は2010年11月から2011年6月にかけて第2次量的金融緩和政策（QE2）を行った。6000億ドルの長期国債を毎月750億ドル購入するものであった。それによって、マネタリーベースは2011年6月には2.64兆ドルに達した。さらに、FRB は2012年9月より第3次量的金融緩和政策（QE3）を採用している。それは、2013年12月まで毎月400億ドルの MBS と450億ドルの長期国債（合計850億ドル）を購入し続け、マネタリーベースを増加させてきた。

一方、図1に示したように、FRB による MBS と長期国債の購入は2013年の前半をピークに、その後縮小傾向にある。つまり、FRB は量的金融緩和政策の出口戦略に向けて量的金融緩和を減速しはじめている。具体的に、2014年1月には MBS の毎月の購入額を400億ドルから350億ドルへ、長期国債の毎月の購入額を450億ドルから400億ドルへ減少させはじめた。2014年2月には MBS の毎月の購入額を300億ドルへ、長期国債の毎月の購入額を350億ドルへ、同年4月には MBS の毎月の購入額を250億ドルへ、長期国債の毎月の購入額を300億ドルへ、同年5月には MBS の毎月の購入額を200億ドルへ、長期国債の毎月の購入額を250億ドルへ、そして同年7月には MBS の毎月の購入額を150億ドルへ、長期国債の毎月の購入額を200億ドルへ、順次、それぞれの購入額を引き下

げ、同年10月には量的金融緩和政策を終えた。

2014年3月19日のFOMCのステートメントでは、「資産購入プログラムが終わってから相当の期間はFF金利を現在の目標幅に維持することが適切であろう」(Board of Governors of the Federal Reserve System (2014d))と叙述されていたところ、Yellen FRB議長がFOMC後の記者会見(Board of Governors of the Federal Reserve System (2014c))で「相当の期間」は6カ月程度であると発言した。すなわち、量的金融緩和政策は終了した後、6カ月ほどでFF金利を上げはじめることが示唆された。これは、まさしく量的金融緩和政策の出口戦略から金利引上げ政策への転換を意味する。そのため、市場参加者は、早くて2015年内に米国の金利が引き上げられはじめると推測するに至っている(小川(2014))。

量的金融緩和政策の縮小、またはゼロ金利政策の解除といった米国の「出口戦略」は、新興市場国・地域に流れ込んできた資金を今後米国に還流させると予想されている。こういった資金の巻き戻しは、新興市場国・地域の金利上昇やこれらの通貨の減価などを引き起こすのではないかと懸念されている。

### 3.2 米国金利が東アジア諸国通貨に及ぼす影響に関するVARモデル分析

米国の金融政策の転換、とりわけ、FRBによる金利引上げによって東アジア諸国の金利や為替相場にどのような影響を及ぼすかについて考察する。具体的には、過去のデータに基づいて、米国の金利の変更が、東アジア諸国の金利、為替相場、資本フローにどのような影響をもたらすのかを分析し、さらに、それに基づいて、金融政策の出口戦略の効果を予測する。主として、金融政策目標を達成するためによく用いられる政策手段の1つである金利が、東アジア諸国の金利、為替相場、資本フローにどのような影響を及ぼすのかに焦点を当てる。米国の金融政策の出口戦略が東アジア諸国の資本フローにどのような影響を及ぼすのかを考察する。そのため、米国の金利が東アジア諸国の金利と為替相場及び資本フローの動きにどのような影響を及ぼしてきたのかについて、実証的に分析を行う。

その実証分析の手法としては、当該の経済変数の間の因果関係を実証的に分析することのできるVARモデル分析による推定を行う。東アジア諸国の金利、米国の金利のほかに、東アジア諸国通貨に対する米ドルの為替相場、東アジア諸国通貨に対するAMU(CMI)為替相場<sup>1)</sup> AMU(CMI)における各通貨の乖離指標、さらに国際収支表における金融収支の内の証券投資及びその他投資といったデータを変数として用いる。

まず、米国の金利変動は、東アジア諸国の金利にどのような影響を及ぼすのかを考察する。資本取引規制や外国為替管理がなく、資本取引が自由化された国・地域の金利は、米国の金利変動の影響を受け、同じ方向に動く予想される。同様に、米国とユーロ圏との加重金利が動いたとき、資本取引規制がない国・地域の金利は米国とユーロ圏との加重金利と同じ方向に動くと考えられる。

次に、米国と東アジア諸国との金利差は、米ドルに対する東アジア諸国通貨の為替相場にどのような影響を及ぼすのかを考察する。資本取引規制や外国為替管理がない国では、金利差(米ドル建て金利-当該国通貨建て金利)が自国に不利に大きくなるにつれ、米ドルに対するこれらの国の通貨の為替相場が減価すると予想される(例えば、米ドル建て金利-円建て金利の金利差が上昇すれば、ドル円相場の場合は、円安ドル高になる)。

1) AMU(CMI)はチェンマイ・イニシアティブのマルチ化(CMIM)の資金総額に対する各国の貢献額の割合を通貨バスケット・シェアとして算出された通貨単位である。AMU(CMI)の詳細については、経済産業研究所(RIETI)AMUデータベースを参照されたい。(http://www.rieti.go.jp/users/amu/index.html)

さらに、米国とユーロ圏との加重金利と東アジア諸国の金利との差は、アジア通貨バスケット単位であるアジア通貨単位 AMU にどのような影響を及ぼすのかを考察する。米国とユーロ圏との加重金利と東アジア諸国の金利との差が大きくなるにつれ、東アジア諸国通貨に対する AMU の為替相場が上昇すると予想される。言い換えれば、金利差が拡大することによって、東アジア諸国通貨が売られやすい状態にあり、それによって AMU が米ドルとユーロに対して減価すると考えられる。

補助的な実証分析として、以下の分析を行う。FRB による金融政策の出口戦略の実施が先行し、日本銀行が量的金融緩和政策を続けることを想定すると、その場合には、米国金利が有利な日米金利差が発生する。この日米金利差の変化が日本以外の東アジア諸国通貨にどのような影響を及ぼすかを実証的に分析する。

最後に、内外金利差（米国と東アジア諸国との金利差）あるいは内外金利差に予想為替相場変化率を加味した予想収益率格差が東アジア諸国の資本フロー、すなわち金融収支に与える影響を考察する。<sup>2)</sup> 内外金利差あるいは予想収益率格差が当該国に有利に拡大する場合には、資本が流入して、対外純資産が減り、金融収支がマイナスとなると考えられる。

### 3.3 分析に用いたデータと分析期間

分析の対象は、日本、中国、韓国、香港、タイ、シンガポール、インドネシア、マレーシア、フィリピン、ベトナムの10の国と地域である。また、東アジア全体の影響を見るために、これら10の国と地域の加重平均値を東アジア全体の変数として扱う。

分析には以下のデータを用いた。東アジア諸国、米国及びユーロ圏の金利は、Datastream から銀行間取引金利（3カ月物）の日次データを用いた。但し、データの制約から、韓国、中国の金利は無担保コールレート（オーバーナイト物）、フィリピンは財務省証券の金利（TB レート・364日物）の日次データをそれぞれ用いた。東アジア諸国通貨に対する米ドル、ユーロの為替相場は、Datastream から日次データを使用した。東アジア諸国通貨の AMU（CMI）に対する為替相場及びそれぞれの AMU（CMI）乖離指標のデータは経済産業研究所（RIETI）AMU データベースからダウンロードした。金融収支における証券投資とその他投資のデータは IMF, Balance of Payments Statistics から入手した。但し、日本と韓国の金融収支に関するデータは日本銀行と韓国中央銀行の月次データをそれぞれ用いた。

分析期間については、すべての分析対象とする東アジア諸国のデータが揃う期間を選択した。日次データの金利と為替相場のデータを利用する分析においては、分析期間は2000年1月1日から2013年12月31日までの期間である。<sup>3)</sup> 一方、四半期データである金融収支のデータを利用する分析においては、分析期間は、香港、シンガポール、タイ、フィリピンについては2000年第1四半期から2013年第3四半期、データの制約のために、インドネシアについては2000年第1四半期から2013年第1四半期、マレーシア、ベトナムについては2000年第1四半期から2012年第4四半期である。但し、日本と韓国については、2000年1月から2013年12月までの期間である。中国については、2010年第1四半期から2012年第4四半期までの3年間のデータしか揃わないので、分析の対象から

2) 金融収支は対外資産残高増減と対外負債残高増減との差として定義される。よって、金融収支がプラスのときは資本流出を示す一方、それがマイナスのときは資本流入を意味する。

3) 2008年12月より FRB がゼロ金利政策を続けているために、米国の金利が 0% 近辺で変化していないことを考慮に入れて、2000年1月1日から2008年12月16日（日次データの分析）、2000年1月から2008年12月（月次データの分析）及び2000年第1四半期から2008年第4四半期の分析期間についても同じ分析を行ったが、結果は全期間の分析とほぼ同様であった。

表2 米国の金利と東アジア諸国の金利との関係

	expected relation	Japan	Korea	Hong Kong	Singapore	Thailand	Indonesia	Malaysia	Vietnam	Philippines	China	East Asia
1	A: interest rate in US B: interest rate in East Asian country A → B(+) accumulated response	○ 0.002***	○ 0.010***	○ 0.055***	○ 0.015***	○ 0.008***	x —	x —	○ 0.028***	△ 0.008	x —	N/A
2	A: a weighted average of interest rate in US and euro zone B: a weighted average of interest rate in East Asian countries A → B(+) accumulated response	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	○ 0.006***
3	A: a weighted average of interest rates in US and euro zone B: interest rate in East Asian country A → B(+) accumulated response	○ 0.002***	○ 0.013***	○ 0.056***	○ 0.016***	○ 0.009***	x —	○ 0.002*	○ 0.034***	△ 0.011	x —	N/A

(出所) Ogawa and Wang (2015).

はずした。

東アジア諸国通貨に対する米ドルあるいはユーロの為替相場、及び東アジア諸国通貨に対するAMU (CMI) 為替相場は対数に変換したうえ、1階の階差をとっている。証券投資とその他投資とのデータは、変化率で表している。金利及びAMU (CMI) における各通貨の乖離指標のデータは変化量で表している。

### 3.4 実証分析の結果

表2は米国の金利と東アジア諸国の金利との関係に関する実証分析の結果を示している。表2の一番左側の欄にある経済変数は、各実証分析に用いられた変数である。その次の欄には、諸変数の間でどのような関係が理論的に期待されるのかを示している。そして、実証分析の結果は国・地域の欄に記述されている。実証分析の結果は次のようにまとめられる。

米国の金利変動は、多くの東アジア諸国（インドネシアとマレーシアと中国を除く）の金利との間に、期待される関係が数多く存在することが確認できる。特に、資本取引規制や為替管理がない日本、韓国、香港及びシンガポールの金利は、米国ないしユーロ圏の金利との間で、正の相関関係がある。すなわち、米国の金利が低下（上昇）するとき、多くの東アジア諸国通貨の金利もその影響を受け、低下（上昇）することがわかる。また、米国とユーロ圏との加重金利と東アジア諸国通貨の加重金利との間でも、正の相関関係が見られる。すなわち、米国とユーロ圏との加重金利が低下（上昇）するとき、東アジア諸国通貨の加重金利もその影響を受け、低下（上昇）することになる。

表3は米国と東アジア諸国との間の金利差と当該東アジア諸国通貨の為替相場との関係に関する実証分析の結果を示している。米国と東アジア諸国との金利差は、資本取引規制や為替管理がない国・地域（インドネシアとフィリピンを除く）の通貨の為替相場との間で、正の相関関係がある。すなわち、当該東アジア諸国との金利差が不利に拡大するにつれ、これらの国・地域の通貨の為替相場は米ドルに対して減価する。米国とユーロ圏との加重平均金利と東アジア諸国の加重平均金利との差は、アジア通貨の加重平均値AMUの対ドル・ユーロの加重平均値の為替相場と負の相関関係がある。すなわち、米国とユーロ圏との加重平均金利が東アジア諸国の加重平均金利に比較し

表3 米国との金利差と東アジア諸国通貨為替相場との関係

	expected relation	Japan	Korea	Hong Kong	Singapore	Thailand	Indonesia	Malaysia	Vietnam	Philippines	China	East Asia
1	A: interest differential between US and East Asian country B: N.C./US\$	○ 0.001***	○ -0.001**	○ 0.000	○ 0.000	○ 0.000	× -	△ 0.000	× -	× -	○ 0.000	N/A
2	A: differential between a weighted average of interest rates in US and euro zone and a weighted average of interest rates in East Asian countries B: US\$ + euro/AMU	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	△ 0.000
3	A: differential between a weighted average of interest rates of US and euro zone and a weighted average of interest rates in East Asian countries B: AMU DI	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	△ 0.000

(出所) Ogawa and Wang (2015).

表4 日米金利差と東アジア諸国通貨為替相場との関係

	expected relation	Japan	Korea	Hong Kong	Singapore	Thailand	Indonesia	Malaysia	Vietnam	Philippines	China	East Asia
1	A: interest differential between US and Japan B: N.C./AMU	N/A	○ -0.001**	○ 0.000	△ 0.000	△ 0.000	○ -0.001**	△ 0.000	○ 0.000	△ 0.000	○ 0.000	N/A
2	A: interest differential between US and Japan B: AMU DI	N/A	○ 0.053**	○ 0.016	△ 0.012	△ 0.033*	○ 0.065**	△ 0.001	○ 0.019*	△ 0.014	○ 0.014	N/A

(出所) Ogawa and Wang (2015).

て低下すると、アジア通貨の加重平均値 AMU の為替相場はドル・ユーロの加重平均値に対して増価する。

表4は、日米金利差が他の東アジア諸国通貨為替相場に影響を及ぼすのかどうかを実証的に分析した結果である。日米金利差は、その他の東アジア諸国通貨のすべてについて、当該通貨の AMU に対する為替相場及び名目 AMU 乖離指標と期待される相関関係が確認できる。

表5は、米国と東アジア諸国との金利差あるいは予想為替相場変化率を加味した予想収益率格差と当該東アジア諸国の資本フローとの間の関係について、実証分析を行った結果である。内外金利差は自国金利－米国金利であるのに対して、予想収益率格差は、自国金利－（米国金利＋予想為替相場（自国通貨／米ドル）変化率）として計算する。なお、予想将来為替相場については、実際の将来為替相場を完全に予想しているという完全予見を仮定する。実証分析の結果より、内外金利差と金融収支との関係では、多くの国・地域から期待される関係が認められている。さらに、予想収益率格差と金融収支の間では、期待される関係も確認できる。

一方、各表には、金利または金利差の1標準偏差のショックに対する10日後ないし1年後の各変数の反応の累積値を示している。外生的に米国ないしユーロ圏の金利における1標準偏差のショックが起きたとき、10日後東アジア諸国の金利の反応度は統計的に有意であることがわかる。その一方、外生的に米国ないしユーロ圏の金利が変化したとき、10日後東アジア諸国の為替相場あるいは

表5 内外金利差・予想収益率格差と資本フローとの関係

	expected relation	Japan	Korea	Hong Kong	Singapore	Thailand	Indonesia	Malaysia	Vietnam	Philippines	China	East Asia
1 A: interest differential B: portfolio investment	A → B(+) accumulated response	× —	△ 7.630	△ 1.229	△ -3.197	△ 0.529	△ 1.564	△ 4.153	N/A	△ -2.197	N/A	N/A
2 A: interest differential B: other investment	A → B(+) accumulated response	× —	△ 2.059	△ 0.077	△ 0.068	× —	△ -0.295	× —	△ 0.891	△ 1.021	N/A	N/A
3 A: expected return differential B: portfolio investment	A → B(+) accumulated response	× —	△ 7.248	△ 1.230	△ -3.179	△ 0.516	△ 1.411	△ 4.121	N/A	△ -2.244	N/A	N/A
4 A: expected return differential B: other investment	A → B(+) accumulated response	× —	△ 1.924	△ 0.076	△ -0.009	× —	△ -0.331	× —	△ 0.899	△ 1.035	N/A	N/A

(出所) Ogawa and Wang (2015).

AMU 乖離指標の反応度は金利の変化と比べて、小さいあるいは統計的に有意でないことがわかる。さらに、インパルス応答の短期結果に反して、逆の累積結果が出ているところもある。これは、外国為替市場における為替相場の変動が金利の変化に対して、即時に反応することに原因があると考えられる。インパルス応答関数は、短期的に金利の変化に応じて反応する一方、その効果は時間が経つにつれ薄れてゆくこと、あるいは為替相場が他の要因によって逆の方向に動くことから、インパルス応答の累積効果はゼロないし予想に反する結果となる。他方、内外金利差または予想収益率格差の1標準偏差のショックに対する1年後の金融収支の変化は、明確に表れる国が存在する（但し、統計的に有意ではない）一方、予想結果に反する累積効果を示す国もある。

### 3.5 実証分析結果のインプリケーション——出口戦略の影響

上記の実証分析から得られた結果は、以下のことを示唆している。

まず、FRBの金利引上げによって、米国の金利が引き上げられると、東アジア諸国の金利がそれを追随するような形で上昇することが予想される。例えば、FRBが政策金利を2%に引き上げると、韓国の金利は対前期比で0.741パーセント・ポイント、香港の金利は4.074パーセント・ポイント、シンガポールの金利は1.111パーセント・ポイント、タイの金利は0.593パーセント・ポイント、ベトナムの金利は2.074パーセント・ポイントの上昇が予想される。<sup>4)</sup> 一方、東アジア諸国金利の上昇が抑制されたり、後れを取ったりすると、米国に有利な金利差が発生し、東アジア諸国の通貨が米ドルに対して減価することが予想される。

同時に、日本において、2%のインフレ率目標を達成するために日本銀行が金融緩和を継続し続けることになると、日米の間で生ずる金融政策の出口戦略のタイミングのずれによって、日米金利差が拡大することになる。これは、低金利の円資金を調達して行うキャリートレードを促し、日本円以外の東アジア諸国通貨を増価させる方向に作用すると予想される。例えば、AMU乖離指標で評価する韓国ウォンは対前期比で3.926パーセント・ポイント、香港・ドルは1.185パーセント・ポイント、シンガポール・ドルは0.889パーセント・ポイント、タイ・バーツは2.444パーセント・ポ

4) FRBが政策金利を2%に引き上げるとき、各国金利が受ける影響は、米国金利の1標準偏差に相当する金利の変化量と諸国金利の反応度によって計算される。

イント、インドネシア・ルピアは4.815パーセント・ポイント、ベトナム・ドンは1.407パーセント・ポイントそれぞれ上昇し、各国の通貨が過大評価になると予想される。

最後に、FRBによる金利引き上げは、東アジア諸国の内外金利差や予想収益率格差が米国に対して不利となり、ほとんどの東アジア諸国において証券投資やその他投資において資金逆流や資本流出が発生することが予想される。例えば、韓国の場合は内外金利差による証券投資とその他投資が対前期比でそれぞれ57.354%、15.095%の資金の逆流が生じる一方、予想収益率格差による証券投資とその他投資が対前期比でそれぞれ53.604%、13.761%の資金の逆流が発生する。

このように、今後、FRBの金融政策の出口戦略によって米国金利が上昇すると、東アジア諸国の金利に対して上昇圧力がかかる一方、東アジア諸国から資本が流出するとともに、東アジア諸国通貨が減価することが予想される。

#### 4 結 論

本稿は、東アジア諸国通貨に焦点を当てて、世界金融危機前後における東アジア諸国通貨間の非対称的変動及びミスアライメントそしてFRBの金利引き上げの東アジア諸国通貨への影響を考察した。

世界金融危機前後においてほとんどの東アジア諸国通貨は $\beta$ 収斂と $\sigma$ 収斂の意味で収斂していなかった。しかし、時系列的に分析期間を変えて、相対的に収斂状況を比較すると、2005年後半以前においては東アジア諸国通貨の一部で収斂する傾向が見られた。しかし、2005年後半以降、東アジア諸国通貨のほとんどすべてが収斂する傾向がなくなった。すなわち、世界金融危機発生以前の2005年後半からすでに東アジア諸国通貨はミスアライメントを起こしていた。これは、資本フローにおける円キャリートレードが影響していたとみなされる。

次に、過去のデータからVARモデルによる実証分析を行うと、資本規制や外国為替管理が施行されていない一部の東アジア諸国において、米国の金利がこれらの諸国の金利や為替相場に影響を及ぼしていたという実証分析の結果が得られている。その実証分析の結果を所与とすると、FRBが金利引き上げを行うと、東アジア諸国の金利がそれを追従するような形で部分的に上昇することが予想される。また、東アジア諸国の通貨は米ドルに対して減価することが予想される。また、東アジア諸国の金利が部分的に上昇する形で、その上昇が抑制されたり、後れを取ると、東アジア諸国に比較して米国の金利が相対的に有利な金利差の変化が発生し、東アジア諸国通貨が米ドルに対してしばらく減価することが予想される。本稿の実証分析では統計的に有意な分析結果が得られなかったものの、米国の金利に対する東アジア諸国の金利や為替相場の反応を引き起こす要因として、東アジア諸国から米国への資本の流出あるいは逆流が発生することが想定される。

#### [参考文献]

小川英治・王志乾（2015）「金融政策とアジアのマネーフロー」小川英治・日本経済研究センター編著『激流アジアマネー——新興金融市場の発展と課題』日本経済新聞出版社、29-60ページ。

小川英治（2013）「日米欧の金融政策——変更時期のずれ、波乱要因」『日本経済新聞』経済教室（2013年6月18日朝刊）。

小川英治（2014）「世界金融危機と量的金融緩和政策の新興市場国通貨への影響」『世界経済評論』58巻4号、16-21ページ。

Board of Governors of the Federal Reserve System（2014a）*Minutes of the Federal Open Market Committee*.

Board of Governors of the Federal Reserve System（2014b）*Monetary Policy Report*, February 11, 2014.

Board of Governors of the Federal Reserve System（2014c）*Transcript of Chair Yellen's Press*

*Conference*, March 19, 2014.

Board of Governors of the Federal Reserve System (2014d) *Federal Reserve Press Release*, March 19, 2014.

Dickey, D. A. and W. A. Fuller (1979) "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time series With a Unit Root," *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 74, No. 366, 427-431.

Im, K. S., M. H. Pesaran and Y. Shin (2003) "Testing for unit roots in heterogeneous panels," *Journal of Econometrics*, Vol. 115, No. 1, 53-74.

Levin, A., C. F. Lin and C. S. J. Chu (2002) "Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties," *Journal of Econometrics*, Vol. 108, No. 1, 1-24.

Ogawa, Eiji and Zhiqian Wang (2013a) "The AMU Deviation Indicators Based on the Purchasing Power Parity and Adjusted by the Balassa-Samuelson Effect," *Global Journal of Economics*, Vol.2, No.2.

Ogawa, Eiji and Zhiqian Wang (2013b) "How did the Global Financial Crisis misalign East Asian Currencies?" *RIETI Discussion Paper Series*, 13-E-096.

Ogawa, Eiji and Zhiqian Wang (2014) "How would East Asian Currencies Respond to the FRB's Raising Interest Rates?" Report that was compiled with the financial support of the Bank of Korea.

Ogawa, Eiji and Zhiqian Wang (2015) "Effects of a Quantitative Easing Monetary Policy Exit Strategy on East Asian Currencies," *RIETI Discussion Paper Series*, 14-E-037.

Phillips, P. C. B. and P. Perron (1988) "Testing for a unit root in time series regression," *Biometrika*, Vol. 75, No. 2, 335-346.

## 《SUMMARY》

## EFFECTS OF THE GLOBAL FINANCIAL CRISIS AND EXIT STRATEGY OF QUANTITATIVE EASING ON EAST ASIAN CURRENCIES

*By* EIJI OGAWA

This paper bases on Ogawa and Wang (2013b, 2014, 2015) to investigate two issues. The first one is how East Asian currencies made misalignments before and after the global financial crisis. Methodologies involving  $\beta$ -convergence and  $\sigma$ -convergence are used to examine convergence or divergence among East Asian currencies. The empirical results show that East Asian currencies *did* diverge during most of the sample periods, especially after late 2005, and active international capital flows such as yen carry trades also affected their movements. The second one is how FRB's raising interest rate would affect interest rates, exchange rates, and capital flows of East Asian countries. Two variable VAR models are used to analyze effects of interest rate in the United States and interest differentials between the United States and East Asian countries on interest rates, exchange rates, and capital flows in the East Asian emerging market countries. The analytical results imply that East Asian countries would face capital outflows that depreciate their home currencies while having upward pressure against their own interest rates if the FRB raised the interest rate.

(Hitotsubashi University)